



TITLE:

動的システムのモデル検定 (制御過程論 III)

AUTHOR(S):

茅, 陽一; 石川, 真澄

CITATION:

茅, 陽一 ...[et al]. 動的システムのモデル検定 (制御過程論 III). 数理解析
研究所講究録 1971, 128: 205-220

ISSUE DATE:

1971-11

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/106542>

RIGHT:

動的システムのモデル検定

東大 工学部 茅 陽一

東大 工学部 石川 真澄

§1. 序論

いわゆる現代制御理論は、同定、最適制御、推定の三つに大別できる。衆知の様に、これらの問題はいずれもその適用にあたって、事前に何らかの仮定を必要とする。

即ち、同定問題においては、たとえば伝達関数モデルの決定に際し、システムが線形オートノマス且つ何次形かという構造を仮定してはじめてそのパラメータを決定しうる。最適制御問題では与えられたモデルがシステムの数学的表現として妥当であるという仮定を要する。推定問題でも同様に、仮定したモデル及び雑音の互に散行列が妥当であるという前提が必要である。

この様な事情にもかかわらず、これらの種々の仮定が果たして妥当であるかを論じたものはきわめて少なく、それはいずれも種々の欠点を有している。

ここでは、この仮定がたとえて妥当であるか否かをシステムの入出力データに基づいて統計的に検定する方法について述べてみたい。

この仮定が妥当でない時に、その結果がどのような様に変化するかという事については、従来より感度解析の手法があるが、ここで得られる感度は設計段階において既に知りうるものであり、実際のシステムとは無関係なものである。従ってこの感度を用いて仮定の妥当性を論ずるのは本質的に不可能である。

これに対して、ここでは従来のものと全く異なる感度の概念を提案する。モデルにいうメータ w_m に基づいてシステムに Action を加えた時のシステムの評価関数を $J(w_s, w_m)$ とする。(ただし、 w_s はシステムのいうメータとする。) この $J(w_s, w_m)$ を w_m の関数として見ると、 $J(w_s, w_m)$ が $w_m = w_s$ で最小値をとる事は明らかである。従って、ここで感度を

$$\xi(w_s, w_m) \triangleq \left. \frac{\partial J(w_s, w)}{\partial w} \right|_{w=w_m} \quad \text{と定義すると、上述}$$

の事より $\xi(w_s, w_s) = 0$ である。従って

$$w_m = w_s \iff \xi(w_s, w_m) = 0$$

この事より、この感度 $\xi(w_s, w_m)$ を求め、この値が零であるか否かを見れば、モデルのいうメータ値 w_m が妥当である

か否かがわかる事になる。

しかし、実際に得られる感度は雑音に汚されているため、統計的な議論が必要となり、上で述べた事は、感度の期待値が零であるという仮説を統計的に検定する問題となる。ただこの場合問題となるのは、統計的推定においては点推定という形で、統計量の分布が未知であっても適用が可能であるのに対し、統計的検定においては、統計量の確率分布に関する知識が要求されるという事である。即ち、統計量としては、この場合帰無仮説と対立仮説のそれぞれに対し異なる値をとる必要がありと同時に、その確率分布をもある程度知りうるという、二つの要求を満足するものでなければならぬ。これが、この種の問題が従来困難とされてきた原因の一つでもある。

幸い上で述べた感度は、後述の様にこの二つの要件を満たすほか、次の様な利点を持つ。

雑音について要求される性質としては、平均値零で、入力と無相関でありさえすれば良く、白色性等の仮定は必要としない。

より一般的なモデルとの比較においてモデルの妥当性を検定するにもかかわらず、帰無仮説の下では本来零になるべき付加パラメータに関する感度を用いるため、より一般的な

モデルを実際に求める必要は無く、もとのモデルを用いて容易に感度を計算できることで計算量が少なくて済む。

このように、ここで用いた感度による手法は、従来の種々の手法が克服しえなかったさまざまな困難を克服する特徴をもつ。

§2. 与えられたモデルの妥当性の検定

最適制御理論は、システム¹の数学的モデルが与えられている事を前提として、そのモデルに対する最適制御入力を求める事を目的としている。しかしながら、前述の様に、与えられたモデルが果たしてシステムの表現として妥当であるか否かという問題は、従来ほとんど研究されてこなかった。ここで扱うのはこのような問題である。この場合、どのような観点に立ってモデルが妥当であるかを判断するのかが重要となる。

まず第一に考えらるゝのは、モデルの出力が、与えられた入力データに対して、システムの出力と同じようなふるまいを示すか否かでモデルの妥当性を判断するものにある。従って、この場合、出力誤差 e_k 、あるいは出力平均二乗誤差 $\overline{e_k^2}$ を考える事になる。(Fig. 1)

次に考えらるゝのは、制御という観点からモデルの妥当性を判断するものである。我々がシステムのモデルを作るのは

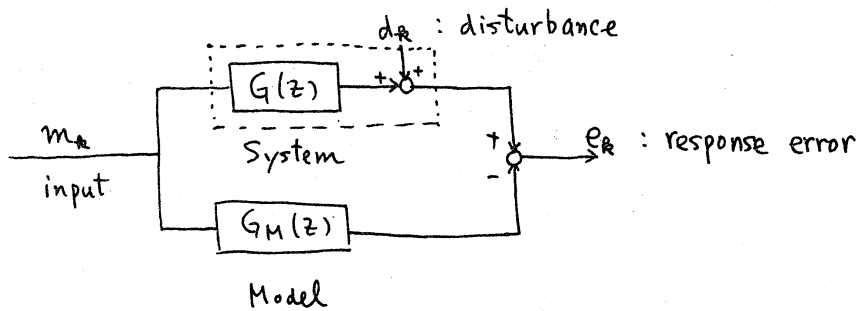


Fig 1. System and Model

ほとんどの場合、それ自体が目的ではなくて、作ったモデルに基づいてシステムを制御するのが目的である事を考えても、モデルの妥当性を論ずるのに、制御を考慮する事はそれほど有効であると考えられる。

なお、ここでは信号及び雑音の強定期性を仮定する。

2.1. 出力平均二乗誤差感度を用いた伝達関数モデルの妥当性の検定⁽¹⁾

ここで考えるのは、次の様な問題である。

「システムの伝達関数モデルと入出力データが与えられた時、この入出力データに基づいて与えられたモデルが出力平均二乗誤差という観点から見ると妥当であるか否かを検定せよ。」

モデル $G_M(z)$ を次のものとする。

$$G_M(z) = \frac{\hat{b}_0 + \hat{b}_1 z^{-1} + \dots + \hat{b}_m z^{-m}}{1 + \hat{a}_1 z^{-1} + \dots + \hat{a}_m z^{-m}} \quad (2.1)$$

この時、次の原理を用いてモデルの妥当性を検定できる。

モデル $G_M(k)$ が出力平均 = 乗誤差 という観点から見ても妥当

$$E \left. \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{a}_i} \right|_{P_0} \overset{\updownarrow}{=} E \left. \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{b}_j} \right|_{P_0} = 0 \quad ; \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots \\ j = 0, 1, \dots \end{matrix} \quad (2.2)$$

$$\begin{aligned} \text{ただし } P_0 &= \{a_1, a_2, \dots, b_0, b_1, \dots\} \\ &= \{\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_m, 0, \dots, 0, \hat{b}_0, \dots, \hat{b}_m, 0, \dots\} \end{aligned} \quad (2.3)$$

多くの場合, (2.2) は次の様に付加パラメータ $\hat{a}_{m+1}, \hat{b}_{m+1}$ に関する感度の期待値が零であるという事でおきかえり得る。

$$E \left. \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{a}_{m+1}} \right|_{P_0} = E \left. \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{b}_{m+1}} \right|_{P_0} = 0 \quad (2.4)$$

ここで $\frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{a}_{m+1}}, \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{b}_{m+1}}$ は強定常不規則過程の長時間にわたる時間平均だから, 近似的に正規分布をとり, 従って (2.4) は χ^2 検定により検定できる。

なお, ある次数で locally minimum の状態にある伝達関数モデルを本手法により検定すると, モデルが妥当でないという結論が得られるのは明らかである。

2.2. 出力平均 = 乗誤差感度を用いたインパルス

応答モデルの妥当性の検定 (2)

問題の形式は 2.1. とほぼ同じである。

原理: モデル $\{g_M(k); k=0, 1, \dots, N\}$ が出力平均 = 乗誤差 という

観点から見ても妥当

$$E \left. \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial h_i(k_i)} \right|_{P_0} \overset{\updownarrow}{=} -2 E J_i(k_i) \Big|_{P_0} = 0 \quad ; \quad i = 1, 2, \dots \quad (2.5)$$

ただし,

$$J_i(k_i) = \overline{m(n-k_1) \cdots m(n-k_i) e(n)} \quad (2.6)$$

$$\begin{aligned} P_0 &= \{ h_1(0), h_1(1), \dots, h_2(0,0), h_2(0,1), \dots \} \\ &= \{ g_M(0), \dots, g_M(N), 0, \dots \} \end{aligned} \quad (2.7)$$

k_i は整数をその要素とする i 次元ベクトルとする。

$J_i(k_i)$ は無限にあるが, 実際には適当な個数を取り, 又, 前述と同じ理由で近似的に正規分布をなす事から, (2.5) は χ^2 検定により検定できる。

2.3. 制御評価指数感度を用いた状態変数モデルの 妥当性の検定⁽³⁾

ここで考えるのは次の様な問題である。

「システムの状態変数モデル及び入出力データが与えられた時, データに基づいてそのモデルが制御という観点から見て妥当であるか否かを検定せよ。」

この問題も, 2.1. と同様にして, 制御評価指数の, 付加パラメータに関する感度の期待値が零であるか否かを検定すればよい。

なお, ここでの考え方を更に押し進めると, 制御方を考慮しながら, システムのモデル形成を行なうという新しい考え方が導かれる⁽⁴⁾。これは従来別個に考えられてきた同定と最適制御を統一的に取り扱う一手法として, 有効なものと思われる。

§3. システムの形式の検定

ここでも信号, 雑音が強定常不規則過程である事を仮定する。

3.1. 伝達関数モデルの次数の検定⁽⁵⁾

ここで考えるのは, 次の様な問題である。

「システムの手えうれた入出力データに基づき, システムがある仮定した次数であるかを否かを検定せよ。」

この問題に関しては従来より二, 三の提案がなされていすが, いずれも雑音に特殊な性質を仮定したり, 非能率であつたりして, 実用に耐えないものと思われる。⁽⁶⁾⁽⁷⁾⁽⁸⁾⁽⁹⁾⁽¹⁰⁾⁽¹¹⁾

この問題に対する, 基本的な考え方として次の二通りの考え方があつる。

(a) モデルを決定する事なく, 次数の検定を行なう。

(b) 実際にモデルを決定し, それを用いて次数の検定を行なう。

このうち, 前者の方は, 次数が決まつてからはいめてモデルを作れば良いので, 後者よりも望ましいが, 問題としては, 前者の方が困難であるのは明らかである。

原理 1. (これは 2.1. の手法を若干変形したものである。)

$$\text{システムが } L \text{ 次形} \implies E_{T_1, T_2} \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{a}_{L+1}} \bigg|_{P_0} = E_{T_1, T_2} \frac{\partial \overline{e_k^2}}{\partial \hat{b}_{L+1}} \bigg|_{P_0} = 0 \quad (3.1)$$

ただし T_1 は 伝達関数モデルの同定データ

T_2 は 感度を計算するデータ

原理2.

$$\text{システムが } L \text{ 次形} \implies E \hat{a}_{L+1} = E \hat{b}_{L+1} = 0 \quad (2.2)$$

ただし $\hat{a}_{L+1}, \hat{b}_{L+1}$ は, L 次形モデルを初期値として, ガウスニュートン法により求めた $L+1$ 次のパラメータとする。

原理3: 入力を m , 出力を c とする時

$$\text{システムが } L \text{ 次形} \implies E \det \begin{bmatrix} c_n & c_{n-1} & m_n & m_{n-1} \\ c_{n+l} & c_{n+l-1} & m_{n+l} & m_{n+l-1} \\ c_{n+2l} & c_{n+2l-1} & m_{n+2l} & m_{n+2l-1} \\ c_{n+3l} & c_{n+3l-1} & m_{n+3l} & m_{n+3l-1} \end{bmatrix} = 0 \quad (3.3)$$

ただし, l は外乱の自己相関関数の減衰時定数より十分長いものとする。なお, この方式は, 外乱の帯域幅がシステムの帯域幅に比べて十分大きい必要がある。

各方式の比較

方式 1 & 2	方式 3
モデルを多数回求める必要あり。	モデルを求める必要無し。
計算量は比較的多い。	計算量は少ない。
外乱に対する制約は少ない。	外乱に対する制約は多い。
同一のデータ長に対して方式 3 の方が検定力が小さい。	

これらの手法により, システムの次数を決定するには, 低い次数より, 仮説を棄却できなくなるまで, 順次この手法をくりかえし適用すればよい。

なお、成因分析の手法が次数の決定に適用できぬかと考えた
が、現在の段階では外乱に対し2要求される性質が厳しすぎ
て、特別な場合を除いて、適用できる状態ではない。

3.2. 線形オートリカス性の検定⁽²⁾

ここで考えるのは、次の様な問題である。

「システムの与えられた入出力データに基づき、システムが
線形オートリカスであるか否かを検定せよ。」

従来の、この問題に関する提案は、筆者の知りかぎりでは皆
無である。

$$\text{原理: システムが線形オートリカス} \iff \lim_{T_1, T_2} \frac{\partial e_k^2}{\partial h_i(k_i)} \bigg|_{P_0} = 0 \quad (3.4)$$

; $i = 2, 3, \dots$

§4. カルマンフィルタの妥当性の検定

カルマンフィルタは、ディジタル計算機による状態推定に
適した手法として、ロケットの軌道推定等に欠かせぬもの
なっている。カルマンフィルタがこの持に多く使われる理由
としては、記憶容量が少なくすむ、データと無関係に事前
にフィルタの構造パラメータを計算するのでオンラインで
状態推定を行なう際には計算量はきわめて小さくなる事な
どがあげられる。

しかし、この、フィルタの構造パラメータを事前に計算で
せよという事は、逆に欠点でもある。即ち、この場合、フイ

ルタの構造パラメータは、事前にシステムのパラメータ、雑音の共分散行列等を仮定する事により得られるものであり、もしこれらの仮定がちがっていったとしても、カルマンフィルタの使用中に、これらの仮定に関する情報がフィードバックされて、フィルタの構造パラメータを修正するというような事は、従来のカルマンフィルタにおいては全く考慮されていない。筆者らは、カルマンフィルタのこのような短所を克服する一手法を開発したので、ここに述べてみたい。

なお、ここでは簡単のためシステムの次数は既知とする。
(未知の場合にも、§2. と類似の手法を用いれば、ここでの手法を適用できる。)

システム及び観測機構:

$$x_k = \Phi x_{k-1} + \Gamma w_{k-1} \quad (4.1)$$

$$z_k = H x_k + v_k \quad (4.2)$$

$$E w_k = 0, \quad E w_k w_k^T = Q$$

$$E v_k = 0, \quad E v_k v_k^T = R$$

カルマンフィルタ:

$$\hat{x}_k = \Phi \hat{x}_{k-1} + K_k v_k \quad (4.3)$$

ただし $v_k \triangleq z_k - H \Phi \hat{x}_{k-1}$ innovation sequence

又、 K_k は次の漸化式により求められる。

$$P_k' = \Phi P_{k-1} \Phi^T + \Gamma Q \Gamma^T \quad (4.4)$$

$$K_k = P_k' H^T [H P_k' H^T + R]^{-1} \quad (4.5)$$

$$P_k = (I - K_k H) P_k' \quad (4.6)$$

ただし P_k' : $k-1$ ステップまでの観測に基づいた x_k の推定
誤差共分散行列

P_k : k ステップまでの観測に基づいた x_k の推定
誤差共分散行列

この時、問題の形式は次の様になる。

「カルマンフィルタの与えられた入出力データ (z_k 及び \hat{x}_k)
に基づいて、仮定したパラメータ値 θ, Q, R の妥当性を検定
せよ。」

このような問題に関して、従来二、三の研究が発表されて
いるが、いずれも不十分である。それに対し、筆者の手法
は、 θ, Q, R の中の任意のパラメータを対象とすることから
より一般的であり、又、アダプティブフィルタにもこの
考え方を発展させる事が可能であるという特長を有する。

即ち、筆者の手法は、評価関数 J の、仮定したパラメー
タ値 μ に関する感度 が零であるかを統計的に検定
するものである。なお、 J は評価関数 J として

$$J = E [V_k^T V_k] \quad (4.7)$$

を考えた。(この J が、 $J' = E [P_k]$ なる通常のカルマンフィル
タの \hat{x}_k と等価である事は、容易に証明できる。) 従って、

感度は次式で表わされる。

$$\left. \frac{\partial J}{\partial \mu} \right|_{\mu=\mu_0} = -2 E \left[V_k^T H \frac{\partial \hat{x}_{k|k-1}}{\partial \mu} \right]_{\mu=\mu_0} \quad (4.8)$$

ただし μ_0 は、仮定したパラメータ値である。

V_k, W_k 従って x_k のエルゴード性を仮定すれば、(4.8) は時間平均でおおきくおこし、§2. と全く同一の手順を用いて T^2 検定を適用できる。なお、 $\frac{\partial \hat{x}_{k|k-1}}{\partial \mu}$ は通常、感度解析の手法を用いて求める事が可能である。

次の様な例について、計算機によるシミュレーションを行った。

$$\text{システム: } x_a(k) = A x_a(k-1) + w_a(k-1)$$

$$z_a(k) = x_a(k) + v_a(k)$$

$$E[w_a(k)^2] = q_a, \quad E[v_a(k)^2] = r_a$$

$$(A, q_a, r_a) = (0.9, 1.0, 2.0)$$

w_a, v_a としては、互に独立な正規性乱数を用いた。

$$\text{モデル: } x(k) = a x(k-1) + w(k-1)$$

$$z(k) = x(k) + v(k)$$

$$E[w(k)^2] = q, \quad E[v(k)^2] = r$$

データ長: 1000 データを 10 区間に分割したものを用了。

以上の条件の下で、 T^2 検定により仮定したパラメータ値 (a, q, r) の妥当性の検定を行った。なお、二の場合 $\frac{\partial \hat{J}}{\partial q} \propto \frac{\partial \hat{J}}{\partial r}$ なるので、 $\frac{\partial \hat{J}}{\partial a}$ と $\frac{\partial \hat{J}}{\partial q}$ の二つを用いて T^2 検定を行った。

作, 2, 2 の場合へ棄却域は

$$F \geq F_{2,8}(0.05) = 4.46$$

Simulation Result

true parameter $(A, q_a, r_a) = (0.9, 1.0, 2.0)$

	parameter.			J	F	Decision
	a	q	r			
Case 1.	0.9	1.0	1.0	3.733	10.135	Reject
Case 2.	0.9	1.0	1.6	3.663	2.519	Accept
Case 3.	0.9	1.0	2.0	3.647	0.829	Accept
Case 4.	0.9	1.0	4.0	3.682	3.255	Accept
Case 5.	0.9	0.5	2.0	3.682	3.255	Accept
Case 6.	0.9	1.5	2.0	3.685	4.831	Reject
Case 7.	0.9	2.0	2.0	3.733	10.135	Reject
Case 8.	0.9	2.0	4.0	3.647	0.829	Accept
Case 9.	0.9	1.5	1.6	3.721	8.776	Reject
Case 10.	1.0	1.0	2.0	3.821	471.70	Reject
Case 11.	0.95	1.0	2.0	3.687	13.719	Reject
Case 12.	0.85	1.0	2.0	3.690	2.576	Accept
Case 13.	0.8	1.0	2.0	3.801	4.700	Reject

いづれの場合も真値からのずれが大きき時には、仮説は棄却せられており、これはこの場合の評価関数 \hat{J} の値の劣化をほぼ符号している。(この \hat{J} はシミュレーションによって求めたものである。)

こゝでの考え方を押し進めると, $\frac{\partial J}{\partial \mu}$ が零となるように各パラメータを駆動するアダプティブカルマンフィルタを構成できる。即ち, 各ステップにおけるパラメータの変化幅を $\Delta \mu_k$ とすると

$$\Delta \mu_k = -K \left. \frac{\partial J}{\partial \mu} \right|_{\mu=\mu_{k-1}} \quad (4.9)$$

とすればよい。このような考え方により, θ, Q, R の中の任意の未知パラメータの推定が可能となり, シミュレーション結果によっても, その好ましい特性が裏付けされた。

§5. 結論

こゝに述べた感度の考え方をを用いる事により, 同定, 最適制御, 推定のいづれに対しても, その事前の仮定の妥当性を検定する事が可能になり, 有知且つ非常に一般的に適用しうる方法である事がわかった。又, この感度を用いてパラメータをアダプティブに変化させる事も可能になった。

参考文献

- (1) 茅: 伝達関数モデルの妥当性の検定; 計測自動制御学会論文集, 5-4, pp 54-63 (1969)
- (2) 茅, 石川: インパルス応答モデルの妥当性の検定; 計測自動制御学会論文集, 6-4, pp 337-345 (1970)
- (3) 志岐, 石川, 茅: 最適制御から見たモデル形成; 第2回統計学的制御理論シンポジウム講演論文集, pp 41-44 (1970)

- (4) N.Shiki, M.Ishikawa & Y.Kaya: Co-ordination of Modelling and Optimal Control; Proceedings of the Fourth Hawaii International Conference on System Sciences, pp516-518 (1971)
- (5) 石川, 孝: 線形システムの次数の検定; 第9回 SICE 学術講演会予稿集, pp147-148 (1970)
- (6) R.C.K.Lee: Optimal Estimation, Identification and Control; MIT Press (1964)
- (7) K.J.Åström & T.Bohlin: Numerical Identification of Linear Dynamic Systems from Normal Operating Records; Proceedings of the Second IFAC Symposium on the Theory of Self-Adaptive Control Systems (1955), pp96-111, Plenum Pub. Co. (1966)
- (8) 孝: 伝達関数の推定; 計測と制御, 7-3, pp151-161 (1968)
- (9) H.Akaike: On a Decision Procedure for System Identification; Preprints of Papers for IFAC Kyoto Symposium on Systems Engineering Approach to Computer Control, pp485-490 (1970)
- (10) K.J.Åström: On the Achievable Accuracy in Identification Problems; Preprints of the IFAC Symposium on Identification in Automatic Control Systems, Prague (1967)
- (11) T.Bohlin: On the Problem of Ambiguities in Maximum Likelihood Identification; Preprints of Second Prague IFAC Symposium on Identification & Process Parameter Estimation (1970)